



Análisis de las desigualdades socioeconómicas en la utilización de asistencia sanitaria mediante modelos dinámicos*

M^a LUZ GONZÁLEZ ÁLVAREZ

Universidad de Málaga

ANTONIO CLAVERO BARRANQUERO

Universidad de Málaga

Recibido: Junio, 2006

Aceptado: Mayo, 2008

Resumen

Este artículo pretende determinar mediante un método de descomposición los factores explicativos de la desigualdad en la utilización de asistencia sanitaria relacionada con características socioeconómicas. Dicho procedimiento se ha realizado mediante una especificación capaz de captar la incertidumbre de los usuarios sobre su estado de salud y los hábitos o rigideces para adoptar sus decisiones, por lo que se han establecido dos hipótesis teóricas, expectativas adaptables y ajuste parcial, para fundamentar la formulación de modelos dinámicos. Los resultados obtenidos con el PHOGUE 1995-2001 muestran inequidad horizontal en el número condicionado de visitas al médico general a favor de los más pobres y en la probabilidad de visita al especialista a favor de los más ricos. En ambos casos, al tener en cuenta el uso de periodos anteriores, los índices de inequidad se reducen.

Palabras claves: índices de concentración, descomposición de la desigualdad, modelos dinámicos, datos de panel.

Clasificación JEL: D63, I11, C23 y C25.

1. Introducción

La medida del grado de desigualdad en salud o en utilización de servicios sanitarios, relacionada con factores socioeconómicos, ha representado una importante línea de investigación en el campo de la Economía de la Salud. Su principal justificación se basa en que la

* Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos que han contribuido a mejorar el artículo. Cualquier error u omisión es únicamente responsabilidad de los autores.

equidad es un objetivo fundamental para la mayoría de los Servicios Nacionales de Salud, entre ellos el español, tal como queda reflejado en la Ley General de Sanidad (LGS) de 1986 y en la Ley de Cohesión y Calidad del Sistema Nacional de Salud (LCC) de 2003.

El índice de concentración (CI) se ha convertido en la herramienta habitual para la medición de la desigualdad relacionada con renta al cumplir tres requisitos: 1) refleja la dimensión socioeconómica de las desigualdades en salud o en asistencia sanitaria; 2) refleja la situación del conjunto de la población y, 3) es sensible a cambios en la distribución de la población entre grupos socioeconómicos. Entre las numerosas investigaciones habría que destacar algunos trabajos pioneros, tanto a nivel internacional como nacional, tales como Wagstaff, Van Doorslaer y Paci (1989, 1991); Rodríguez, Calonge y Reñé (1993); Van Doorslaer *et al.*, (1997, 2000); Kakwani, Wagstaff y Van Doorslaer (1997); Abásolo (1998); Wagstaff y Van Doorslaer (2000); Urbanos (2000); Van Doorslaer, Koolman y Puffer (2002).

Uno de los mayores atractivos del índice de concentración consiste en la posibilidad de especificar un modelo econométrico que explique las variaciones en salud o en el uso de asistencia sanitaria. Wagstaff, Van Doorslaer y Watanabe (2003) proponen, a partir de la estimación de dicho modelo, una nueva metodología que permite descomponer la desigualdad relacionada con factores socioeconómicos según la contribución de cada uno de los regresores. Esta contribución viene determinada por el producto de la elasticidad de la variable dependiente respecto a cada factor explicativo y su correspondiente índice de concentración respecto a la renta.

El objetivo de esta investigación es analizar las desigualdades en la utilización de la asistencia sanitaria en España, haciendo referencia a las visitas al médico general y al especialista. La metodología aplicada con el fin de cuantificar el grado de desigualdad y proceder a la descomposición de la misma es la desarrollada por los autores mencionados y por Van Doorslaer, Koolman y Jones (2004).

Las principales diferencias entre este estudio y otras investigaciones previas se pueden concretar en tres aspectos que se espera afecten a las medidas de desigualdad y de inequidad en la utilización de asistencia sanitaria relacionada con factores socioeconómicos. En primer lugar, sólo se han considerado aquellos individuos que no contratan un seguro privado de salud o asistencia sanitaria, con idea de verificar si todos los individuos que tienen derecho a disfrutar de tratamiento médico bajo un sistema de atención sanitaria financiado total o parcialmente por la administración pública, son igualmente tratados. La exclusión del grupo de población que dispone de doble cobertura sanitaria está motivada porque tanto la distribución de la renta como los patrones de utilización de servicios sanitarios en España son muy diferentes entre uno y otro colectivo, tal y como concluyen Vera (1999), López-Nicolás (2001) y Rodríguez y Stoyanova (2004), lo que podría distorsionar las conclusiones acerca de la desigualdad.

En segundo lugar, las estimaciones del modelo explicativo de la utilización de asistencia sanitaria se han realizado mediante un análisis longitudinal¹ gracias al Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE 1995-2001), lo que permite reducir el sesgo causado por la

heterogeneidad individual inobservable que suele afectar a la decisión de usar determinados servicios médicos (Van Ourti, 2004; Clavero y González, 2005a). De esta forma se obtendrán estimaciones más precisas de las elasticidades de la utilización respecto a cada uno de los regresores incluidos en el modelo.

En tercer lugar, se han especificado modelos que incluyen un indicador acerca de la utilización de asistencia sanitaria en el período anterior², justificando dicha inclusión no de una manera intuitiva, sino basada en dos hipótesis teóricas comúnmente establecidas para fundamentar el planteamiento de modelos dinámicos autorregresivos, como son la hipótesis de expectativas adaptables, motivada por el nivel de incertidumbre de los individuos sobre su estado de salud, y la hipótesis de ajuste parcial, justificada por la adopción de hábitos de los consumidores y la incapacidad de los individuos para ajustar de forma inmediata la utilización de servicios sanitarios a un cambio en su nivel de salud.

La pretensión de la especificación dinámica es doble: por un lado, reducir el sesgo por omisión de variables relevantes que podría afectar a la estimación de las elasticidades de la utilización de asistencia sanitaria con respecto a cada una de las variables explicativas y, por otro lado, considerar si el uso anterior de servicios sanitarios pudiera interpretarse como una aproximación de la necesidad junto al estado de salud y las características demográficas del individuo.

El trabajo se estructura como se expone a continuación. En primer lugar se describe la metodología aplicada para la medición y descomposición de la desigualdad socioeconómica en la utilización de asistencia sanitaria. En la sección tercera se procede a la especificación del modelo basada en las hipótesis teóricas de expectativas adaptables y ajuste parcial. La siguiente sección está dedicada a la estimación, conteniendo dicho apartado la definición de variables, la muestra seleccionada y la exposición de los métodos de estimación susceptibles de aplicación. En las secciones quinta y sexta se detallan los resultados empíricos y las contribuciones a la desigualdad en la utilización de asistencia sanitaria relacionada con factores socioeconómicos, respectivamente. Finalmente, se exponen las conclusiones del análisis.

2. Descomposición del grado de desigualdad en la utilización de servicios sanitarios

En esta línea de investigación habría que destacar las aportaciones efectuadas por el “*European BIOMED Research Programme*”, conocido como “*ECuity Project*”, sobre el análisis de desigualdad e inequidad en salud y en utilización de servicios sanitarios, relacionada con factores socioeconómicos, a nivel internacional. En una primera fase del proyecto, Kakwani, Wagstaff y Van Doorslaer (1997) y Wagstaff y Van Doorslaer (2000) proponen una medida del grado de desigualdad en salud y en la utilización de servicios sanitarios más conveniente, basada en índices de concentración de dichas variables con respecto a la renta. Al mismo tiempo, diseñan un contraste estadístico que permite verificar su significación estadística.

La expresión del índice de concentración más general, porque permite tener en cuenta si los datos están afectados por ponderaciones o por un diseño muestral complejo, es:

$$CI = \frac{2}{\mu_w} \cdot \text{Cov}_w(y_i, R_{wi}) = \frac{2}{N \cdot \mu_w} \cdot \sum_{i=1}^N w_i \cdot (y_i - \mu_w) \cdot \left(R_{wi} - \frac{1}{2}\right) \quad (1)$$

Donde y_i representa la utilización del individuo i -ésimo; w_i corresponde a la ponderación muestral del individuo i -ésimo; μ_w es la media ponderada de y_i ; N representa el número de individuos y, R_{wi} el ranking relativo ocupado por el individuo i -ésimo en la distribución de la renta, teniendo en cuenta el peso relativo de cada persona en la muestra.

Aunque la medida del grado de desigualdad en la utilización de servicios sanitarios mediante esta metodología supuso importantes avances, en una segunda fase del proyecto se insiste en que, desde un punto de vista de política sanitaria, resulta más interesante identificar y cuantificar la contribución de ciertas variables determinantes de la utilización de servicios sanitarios a dicha desigualdad.

Wagstaff, Van Doorslaer y Watanabe (2003) afirman que las desigualdades en salud o en utilización de servicios sanitarios son consecuencia de las desigualdades existentes en los factores determinantes de las mismas. Por dicha razón presentan y aplican un método de descomposición para identificar las causas de la desigualdad en un momento determinado de tiempo, basándose en modelos de regresión.

En primer lugar, se supone un modelo de regresión lineal que explique la utilización de asistencia sanitaria en función de k determinantes exógenos:

$$y_i = \alpha + \sum_k \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

interpretándose la ecuación como la forma reducida de la ecuación de demanda de servicios sanitarios, en lugar de una función de producción. Aplicando el teorema de Rao para la desigualdad de renta, un índice de concentración se puede descomponer en factores:

$$CI = \sum_k \left(\frac{\beta_k \mu_k}{\mu} \right) \hat{CI}_k + \frac{GC_\varepsilon}{\mu} \quad (3)$$

Donde μ es la media de la variable y_i ; μ_k es la media de la variable k y CI_k es su correspondiente índice de concentración. El último término es un índice de concentración generalizado de los residuos definido como:

$$GC = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i R_i \quad (4)$$

Estas ecuaciones muestran que CI puede ser interpretado como la suma de dos componentes. El primer término es el componente determinista, definido mediante la suma ponderada de los índices de concentración de los k regresores, y en el que las ponderaciones son las elasticidades medias de y con respecto a cada variable x_k . El segundo término es un componente residual que refleja la desigualdad que no puede ser explicada mediante variaciones sistemáticas. En resumen, el método de la descomposición muestra como la contribución de cada factor determinante para explicar las desigualdades socioeconómicas depende de su elasticidad con respecto a la utilización y de su desigualdad con respecto a la renta.

El principal inconveniente del método de la descomposición es requerir un modelo de regresión lineal y confiar en que la variable dependiente sea aditiva en sus componentes. Sin embargo, es un hecho aceptado que la demanda de asistencia sanitaria no está correctamente modelizada mediante técnicas lineales, sino mediante modelos no lineales como los de elección discreta, *count data* y *two-part models*³. Por dicho motivo, Van Doorslaer, Koolman y Jones (2004) proponen una aproximación basada en los efectos marginales de cada una de las variables relevantes.

Supongamos una forma funcional general G de un modelo no lineal:

$$y_i = G\left(\sum_k \beta_k X_{ki}\right) \quad (5)$$

La aproximación para modelos no lineales está basada en la siguiente función:

$$y_i = \sum_k \beta_k^m X_{ki} + u_i, \quad (6)$$

Donde β_k^m son los efectos parciales de cada variable x_k y u_i es el término de error que incluye errores de aproximación. Esta función permite aplicar el procedimiento de la descomposición reemplazando los coeficientes β_k de la ecuación (3) por los parámetros β_k^m , de tal forma que:

$$\hat{CI} = \sum_k \left(\frac{\beta_k^m \mu_k}{\mu} \right) CI_k + \frac{GC_\varepsilon}{\mu} \quad (7)$$

La mayoría de los sistemas sanitarios europeos definen la equidad como uno de sus objetivos fundamentales, mediante el principio de equidad horizontal, es decir, individuos con igual necesidad son igualmente tratados, independientemente de factores como la renta, la educación, el lugar de residencia, etc. El índice de concentración de la utilización de asistencia sanitaria con respecto a la renta, hasta ahora definido, mide el grado de desigualdad, pero no puede interpretarse como inequidad, para ello habría que tener en cuenta las desigualdades determinadas por la necesidad de recibir asistencia médica, habitualmente aproximada por características tales como el estado de salud, la edad o el sexo del individuo.

Wagstaff y Van Doorslaer (2000) proponen como medida de inequidad la diferencia entre el índice de concentración real y el ajustado por necesidad. Una vez realizada la descomposición de la desigualdad, este último se obtiene mediante la suma de los índices estimados correspondientes a aquellos factores indicativos de la citada necesidad:

$$HI_{WV} = CI - \sum_k \hat{CI}_{Necesidad} \quad (8)$$

Un valor positivo (negativo) del índice HI_{WV} indicará inequidad horizontal en la utilización de servicios sanitarios favoreciendo a los individuos con mejor (peor) posición socioeconómica. Si el valor del índice es cero, la utilización está distribuida proporcionalmente a la necesidad en cada uno de los grupos de renta.

3. Especificación del modelo de utilización de servicios sanitarios

De la exposición del método de descomposición se puede deducir que la especificación del modelo de utilización de servicios sanitarios y la posterior estimación de los mencionados efectos marginales de cada una de las variables explicativas, tendrán una elevada influencia sobre las medidas de desigualdad y de inequidad. Este trabajo lo que pretende es, por un lado, proponer una especificación del modelo de utilización incluyendo como variable relevante la utilización de asistencia sanitaria en el pasado y, por otro lado, en cuanto a la estimación, e influenciado por lo anterior, proponer la aplicación de métodos de estimación con datos de panel, ya que el problema de heterogeneidad inobservable que afecta a la decisión de utilización y los sesgos provocados por errores de especificación se reducen con dicho método.

La mayoría de los estudios empíricos sobre utilización de servicios sanitarios han especificado modelos estáticos, suponiendo que la reacción de la variable explicada ante cambios en algunas de sus variables explicativas se produce de forma instantánea y completa. Sin embargo, la complejidad de la relación entre la demanda de visitas y el estado de salud difícilmente se puede representar mediante un modelo de este tipo, ya que la variación del estado de salud percibido por el individuo en un momento concreto de tiempo, o el diagnóstico de determinadas enfermedades que requieren controles periódicos, afectará al número de consultas médicas efectuadas en ese mismo período de tiempo, y a las que se producirán en períodos posteriores, o puede que la variación de la variable explicada tenga lugar con cierto retraso. Por ejemplo, un considerable porcentaje de la población declara padecer enfermedades crónicas que limitan su actividad diaria, además existe un importante grupo de población que conviven perfectamente con problemas de tensión, azúcar, EPOC, etc., pero que requieren de controles rutinarios por parte del médico general durante todo su ciclo de vida. Por otra parte, determinadas patologías, tales como cáncer, infartos, trasplantes, accidentes cerebro-vasculares, etc., precisan de controles semestrales o anuales en consultas de médicos especialistas. Vera (1999) afirma que muchas visitas a especialistas se deben a enfermedades crónicas, por lo que el paciente puede apreciar una relación a largo plazo con el médico.

Estas situaciones, perfectamente recogidas por los modelos dinámicos, justifican la especificación dinámica de un modelo de utilización de asistencia sanitaria.

Una opción podría ser el modelo de retardos distribuidos que muestra como la influencia de una variable explicativa X_t sobre $E(Y_t)$ se distribuye a lo largo de un número j de valores pasados de X_t ⁴:

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=0}^q \beta_j \cdot X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

En este trabajo, al disponer de información relativa a un mismo individuo durante siete años (PHOGUE 1995-2001), se podría estimar la influencia de la salud sobre el número de consultas durante varios períodos. Sin embargo, el principal problema del modelo de retardos distribuidos es determinar el valor de q , porque rara vez un modelo teórico determinará el número de períodos en los que las variaciones en X_t tendrán efectos sobre Y_t . Los criterios para determinar el número de retardos se basan en aspectos empíricos, por lo que introducir un número elevado de retardos reducirá los grados de libertad y aumentará el grado de multicolinealidad entre las variables explicativas. Además, si dicho número es erróneo las consecuencias serán las de una especificación errónea del modelo.

La segunda opción, y la más apropiada, sería recurrir a modelos o hipótesis de teoría económica, capaces de reflejar el comportamiento de los agentes económicos y, susceptibles de aplicación en este contexto. Se trata de las hipótesis de expectativas adaptables y de ajuste parcial.

3.1. Hipótesis de expectativas adaptables

Según el modelo de expectativas adaptables, planteado por Cagan (1956), el nivel esperado de una variable explicativa, X_t^* , determina el nivel actual de la variable dependiente, Y_t , de forma que:

$$Y_t = \alpha + \beta \cdot X_t^* + \varepsilon_t \quad (10)$$

Este modelo sería susceptible de aplicación a la relación entre el número de consultas médicas efectuadas por un individuo y su estado de salud esperado. Como dicho nivel de salud esperado no es observable, Cagan supone que los agentes, en este caso, los potenciales pacientes, revisan sus expectativas de salud de acuerdo con el nivel de sus expectativas anteriores. Concretamente, establece que el cambio en las expectativas de salud, $X_t^* - X_{t-1}^*$, es sólo una fracción de la diferencia entre el nivel real de la variable explicativa X_t y el nivel esperado en el período anterior X_{t-1}^* , es decir:

$$X_t^* - X_{t-1}^* = \delta \cdot (X_t - X_{t-1}^*), \quad 0 < \delta < 1 \quad (11)$$

Dicha ecuación se conoce como ecuación de expectativas adaptables y el parámetro δ como el coeficiente de expectativas. Cuanto mayor sea el valor de δ , mayor será la consecución de las expectativas en el período t . En el caso extremo en que $\delta = 1$, el nivel de salud real coincidirá con el esperado en el mismo periodo de tiempo.

La ecuación anterior se puede plantear como:

$$X_t^* = \delta \cdot X_t + (1 - \delta) \cdot X_{t-1}^*, \quad (12)$$

es decir, el valor esperado en el momento t de la variable explicativa se puede definir como una media ponderada de su valor real en dicho periodo t y su valor esperado en el periodo anterior $t - 1$, donde δ y $(1 - \delta)$ representan las correspondientes ponderaciones.

Con objeto de expresar el valor esperado en función de valores reales, se emplea el operador de retardos (L):

$$X_t^* - (1 - \delta) \cdot X_{t-1}^* = \delta \cdot X_t \quad (13)$$

$$[1 - (1 - \delta) \cdot L] \cdot X_t^* = \delta \cdot X_t \quad (14)$$

$$X_t^* = \frac{\delta}{[1 - (1 - \delta) \cdot L]} \cdot X_t \quad (15)$$

Dicha expresión se sustituye en la ecuación de regresión teórica [10], y operando se obtiene:

$$Y_t = \alpha + \beta \cdot \frac{\delta}{[1 - (1 - \delta) \cdot L]} \cdot X_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$Y_t = \alpha \cdot \delta + \beta \cdot \delta \cdot X_t + (1 - \delta) \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t - (1 - \delta) \cdot \varepsilon_{t-1} \quad (17)$$

El modelo resultante no es más que un modelo dinámico autorregresivo que incluye la utilización de asistencia sanitaria efectuada en el período anterior.

3.2. Hipótesis de ajuste parcial

Según el modelo de ajuste parcial, planteado por Nerlove (1956, 1958), el valor actual de una variable explicativa X_t , determina el nivel a largo plazo de la variable dependiente

Y_t^* . Por ejemplo, el número total de visitas al médico para un individuo se fijará en función de su estado de salud, mediante el modelo teórico:

$$Y_t^* = \alpha + \beta \cdot X_t \quad (18)$$

Puesto que el nivel a largo plazo no es observable y no puede considerarse para la estimación, Nerlove supone que, debido a razones propias del fenómeno analizado, existen diferencias entre el valor actual y el valor a largo plazo de la variable dependiente. En el caso de la utilización de servicios sanitarios, debido a las rigideces en el comportamiento o hábitos adoptados por los pacientes, los efectos de una variación en el estado de salud no tienen por qué transmitirse de forma inmediata sobre la demanda de visitas ni completarse en un único período de tiempo, por ello, se habla de utilización a largo plazo, es decir, del número total de visitas que se efectúan como consecuencia de la citada variación de salud.

Nerlove supone que, además de perturbaciones aleatorias, la variación real de la variable dependiente, $Y_t - Y_{t-1}$ es sólo una fracción de la variación total, $Y_t^* - Y_{t-1}$ en cualquier período de tiempo t :

$$Y_t - Y_{t-1} = \gamma \cdot (Y_t^* - Y_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad 0 < \gamma < 1 \quad (19)$$

Dicha ecuación se conoce como ecuación de ajuste parcial y el parámetro γ como coeficiente de ajuste. Cuanto mayor sea el valor de γ , más rápido será el ajuste del nivel actual hacia el nivel a largo plazo. En el caso extremo en que $\gamma = 1$, el número de visitas efectuadas coincidirá con el número esperado en el mismo período de tiempo.

La ecuación anterior se puede plantear como:

$$Y_t = \gamma \cdot Y_t^* + (1 - \gamma) \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (20)$$

es decir, el valor actual de la variable dependiente en el momento t se puede expresar como una media ponderada de su valor a largo plazo para ese período y su valor real en el período anterior, donde γ y $(1 - \gamma)$ representan las correspondientes ponderaciones.

Sustituyendo la ecuación teórica (18) en la expresión anterior y ordenando se obtiene:

$$Y_t = \alpha \cdot \gamma + \beta \cdot \gamma \cdot X_t + (1 - \gamma) \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Del mismo modo, se llega a un modelo dinámico autorregresivo. Este razonamiento puede extenderse a un modelo que considere otra serie de variables explicativas, además del estado de salud, tales como características demográficas del individuo y factores socioeco-

nómicos. En este sentido, la especificación final del modelo de utilización de servicios sanitarios que se propone en este trabajo vendría dado por la siguiente expresión:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot X_{1it} + \beta_2 \cdot X_{2it} + \beta_3 \cdot X_{3it} + \beta_4 \cdot Y_{it-1} + u_{it} \quad (22)$$

Donde

Y_{it} = Utilización de servicios sanitarios del individuo i en el período t .

X_{1it} = Estado de salud del individuo i en el período t .

X_{2it} = Características demográficas del individuo i en el período t .

X_{3it} = Factores socioeconómicos del individuo i en el período t .

4. Estimación del modelo de utilización de servicios sanitarios

Para poder plantear una especificación de este tipo es necesario contar con una fuente de información que permita observar al mismo individuo durante varios años, requisito que cumple el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE) que, como se menciona en la introducción, ha sido la fuente empleada, concretamente las olas correspondientes a 1995-2001. Dicha encuesta proporciona información sobre el estado de salud del individuo, la utilización de diversos servicios sanitarios, características demográficas y variables socioeconómicas, como la renta, educación y ocupación. Esta circunstancia supone una ventaja con respecto a la Encuesta Nacional de Salud y la Encuesta de Presupuestos Familiares, por las limitaciones de ambas en cuanto a datos de renta y de salud, respectivamente.

Por lo que respecta a la estimación, se ha optado por métodos apropiados para la naturaleza discreta de la variable dependiente y que atenúen el problema de heterogeneidad individual inobservable que caracteriza las decisiones de utilización de asistencia sanitaria, así como los sesgos provocados por errores de especificación, es decir, se ha optado por aplicar métodos de estimación con datos de panel. Concretamente, modelos de componentes de error donde el término de perturbación u_{it} se descompone en v_i , un error específico del individuo e invariante en el tiempo, y ε_{it} , un término usual de error específico de cada individuo y período de tiempo.

En la literatura sobre datos de panel existe una gran variedad de trabajos empíricos en el ámbito de los modelos lineales, tanto para captar heterogeneidad inobservable, como para modelizar relaciones dinámicas; sin embargo, no se obtienen resultados para modelos no lineales de variable dependiente discreta hasta principios del nuevo siglo (Arellano y Honoré, 2001; Arellano, 2001; Carrasco, 2001 y Carro, 2006). Esta metodología ya ha comenzado a aplicarse en estudios sobre desigualdades en salud, por ejemplo, Jones y López-Nicolás (2004), Contoyannis, Jones y Rice (2004), Jones y Rice (2004) y Hernández *et al.* (2006).

Para poner de manifiesto la idoneidad de plantear relaciones dinámicas también se han estimado modelos estáticos con los que comparar resultados.

4.1. Definición de variables y muestra seleccionada

La muestra seleccionada para este estudio incluye a todos los individuos mayores de 16 años que únicamente tienen derecho a disfrutar de tratamiento médico bajo un sistema de atención sanitaria financiado total o parcialmente por la Administración Pública, (Seguridad Social, Mutualidad Pública –MUFACE, ISFAS, etc.), es decir, se han eliminado a todos aquéllos que contratan un seguro privado de salud o asistencia médica a pesar de estar cubiertos por el sistema público.

La pretensión al excluir al grupo de asegurados con doble cobertura es reducir lo más posible las fuentes de heterogeneidad que presentan las decisiones de individuos que disponen de doble cobertura sanitaria. En primer lugar, la compra del seguro privado; en segundo lugar, las diferencias de utilización de los dos grupos, y en tercer lugar, las diferentes opciones a la hora de elegir el médico que les atiende, si uno público o privado, tal y como concluyen Rodríguez y Stoyanova (2004).

Siguiendo las recomendaciones de la metodología del PHOGUE⁵, para el análisis longitudinal de varios ciclos, la información debe referirse a personas que figuran en todos esos ciclos, por lo que se ha trabajado con un panel completo. De las 7219 observaciones disponibles, 1761 representan al grupo que ha declarado en alguno de los años disponer de un seguro suplementario al financiado por el Estado. Más de la mitad de dicho grupo únicamente ha contratado el seguro para uno o dos años, ni siquiera consecutivos, mientras que sólo 215 individuos mantienen la doble cobertura durante los siete años analizados.

Tabla 1
NÚMERO DE ASEGURADOS CON DOBLE COBERTURA

Años	N	Años consecutivos	N
0	5.458	0	5.458
1	776	1	779
2	255	2	104
3	150	3	59
4	111	4	28
5	110	5	26
6	135	6	35
7	215	7	215

Fuente: ECHP.

Dada la dificultad de captar las razones por la que se producen las altas y bajas y su repercusión sobre la utilización de este grupo de población en unos períodos u otros, se ha con-

siderado preferible reducir el estudio a los individuos que no disponen de doble cobertura, con idea de que las condiciones en las que se produce el acceso al sistema sanitario se mantengan a lo largo del tiempo y sean lo más parecidas posible (N=5458).

Con respecto a las diferencias de utilización de los dos grupos de asegurados, en el Anexo se han incluido dos tablas con las estimaciones de la probabilidad y el número condicionado de visitas al médico general y al especialista, efectuadas con una de las olas del PHOGUE. El número de variables significativas en los modelos estimados con la muestra de asegurados públicos es mucho mayor, mientras que la utilización de los que contratan un seguro privado parece depender de otras cuestiones no contempladas en este análisis. Tales diferencias en los coeficientes repercuten en la estimación de la contribución a la desigualdad de cada factor explicativo considerado.

Por todas estas razones los resultados obtenidos con esta muestra permitirán extraer conclusiones acerca de si están cumpliendo los objetivos de equidad del Sistema Nacional de Salud, si bien no es posible discriminar si los asegurados públicos demandan en algún momento la asistencia de un médico privado.

Las variables elegidas para representar la utilización de asistencia sanitaria han sido las visitas anuales efectuadas al médico general y al médico especialista durante el último año. Dada la organización asistencial del Sistema Nacional de Salud español, el primer contacto del paciente con el sistema se produce al nivel de atención primaria, solicitando él mismo una consulta de medicina general, en cambio, la decisión de continuar la utilización de éste o de otros servicios depende en gran parte del profesional médico. Aunque el PHOGUE no permite identificar la primera y las sucesivas consultas, es posible distinguir dos tipos de decisiones, por un lado, la probabilidad de efectuar una visita y, por otro, el número de visitas condicionado a haber realizado alguna consulta. En cuanto a las visitas al especialista, los pacientes no tienen un acceso directo a las mismas en el sistema público, sino que necesitan la prescripción de un médico del sistema sanitario (atención primaria, consultas externas, urgencias, etc.).

A continuación se definen una serie de indicadores que aproximan cada una de las categorías de factores explicativos:

- Estado de salud – Éste se ha aproximado mediante tres indicadores: la propia valoración del individuo, la declaración de tener alguna enfermedad o incapacidad crónica y haber tenido que limitar su actividad diaria en las últimas dos semanas por alguna enfermedad, lesión, problema emocional o de salud mental. Los tres indicadores se han cuantificado mediante variables ficticias. Por lo que respecta al estado de salud autovalorado, las categorías se concretan en *BUENA SALUD*, *SALUD ACEPTABLE* y *MALA/MUY MALA SALUD*, omitiendo como categoría de referencia a los individuos que declaran un muy buen estado de salud. En cuanto a padecer alguna enfermedad, las variables se denominan *CRÓNICO* y *AGUDO* si el individuo ha sufrido alguna de ellas en el período considerado.

- Características demográficas – La distribución de edad y sexo de la población mayor de 16 años se ha representado mediante grupos decenales de edad para hombres y mujeres, dando lugar a trece variables ficticias (*H25-34*, *H35-44*, *H45-54*, *H55-64*, *H65-74*, *H75y+*, *M16-24*, *M25-34*, *M35-44*, *M45-54*, *M55-64*, *M65-74* y *M75y+*). La categoría de referencia corresponde a los hombres menores de 25 años.
- Factores socioeconómicos – Se dispone de información sobre tres características muy relacionadas, educación, actividad y renta. El nivel educativo se ha representado mediante 4 variables ficticias: *SIN ESTUDIOS*, *EGB/ESO*, *DIPLOMADOS* y *LICENCIADOS/DOCTORES*, omitiendo a los individuos con estudios secundarios completados. La situación del individuo con respecto a la actividad se ha identificado con dos variables, *OCUPADOS* y *PARADOS*, siendo los inactivos la categoría de referencia. Por último, la *RENTA* es la única variable explicativa de carácter cuantitativo. El PHOGUE proporciona información sobre la renta del hogar y sobre la renta personal pero, ya que un elevado porcentaje de la muestra no percibe ninguna remuneración salarial o asistencial, se ha optado por la renta disponible del hogar por adulto equivalente, usando la escala modificada de equivalencia de la OCDE.
- Región de residencia – La fuente de información agrega las 17 CC.AA. en siete unidades territoriales: *NOROESTE* (Galicia, Asturias y Cantabria), *NORESTE* (País Vasco, Navarra, Rioja y Aragón), *MADRID*, *CENTRO* (Castilla y León, Castilla-La Mancha y Extremadura), *ESTE* (Cataluña, Comunidad Valenciana y Baleares), *SUR* (Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla) y *CANARIAS*. Aunque no será posible extraer conclusiones acerca de cada uno de los Servicios Regionales de Salud, se han incluido seis variables ficticias, excluyendo a la región Noroeste.

Con el propósito de comparar variables referidas al mismo momento de tiempo, toda la información de las variables explicativas, excepto la renta, se corresponde con los datos de la ola anterior, dado que el número de consultas y los ingresos económicos están referidos a dicho período.

4.2. Métodos de estimación susceptibles de aplicación

Pohlmeier y Ulrich (1995) interpretan la toma de decisiones con respecto a la utilización de asistencia sanitaria como un proceso en dos etapas. En la primera, es el paciente quien decide si va o no a visitar al médico. Con el fin de describir la demanda de ese contacto inicial, habitualmente se opta por el modelo de Grossman (1972). Una vez que el paciente ha contactado con el médico, éste actuará como su agente y valorará la cantidad de servicios sanitarios adecuados a su situación clínica. Para esta segunda etapa, los modelos principal-agente, como el modelo de Zweifel (1981), son considerados los más apropiados.

Los dos modelos teóricos reseñados facilitan la exposición de los modelos econométricos usados frecuentemente para el análisis empírico de la utilización de servicios sanitarios. El modelo *count data* es adecuado puesto que el número de consultas médicas suele estar caracterizado por un elevado número de ceros y una pequeña proporción de usuarios que de-

claran un uso frecuente. Además, dicho modelo está especialmente indicado para representar el modelo teórico de Grossman (1972), ya que no establece ninguna distinción entre la primera y las siguientes visitas. Entre los modelos *count data*, el binomial negativo suele ser el más correcto, ya que la varianza no suele coincidir con la media (Poisson).

Aunque el PHOGUE no distingue entre unas visitas u otras, lo que sí permite es modelizar dos tipos de decisiones mediante *two-part models*. Por un lado, la probabilidad de efectuar una visita y, por otro, el número de visitas condicionado a haber realizado alguna visita. La primera decisión se podría estimar mediante modelos de elección discreta, como un *logit*, y la segunda, mediante un modelo *count data* truncado en cero, concretamente, un binomial negativo truncado.

Los estudios sobre desigualdad se han realizado habitualmente con datos de corte transversal, sin embargo, la disponibilidad de varias olas del PHOGUE permitiría mostrar si la medida de necesidad de asistencia sanitaria está afectada por heterogeneidad inobservable. El problema es que los modelos de panel *count data* truncados en cero son bastante complicados y los programas econométricos habituales no los incorporan todavía. Una opción es la elegida por Clavero y González (2005a), consistente en estimar un modelo binomial negativo de efectos aleatorios para el número total de consultas. Otra es la aplicada por Van Ourti (2004), un modelo *logit* de efectos aleatorios para la probabilidad de una visita y un modelo log-lineal truncado de efectos aleatorios para el número condicionado de visitas. En este trabajo, se ha optado por una combinación de las dos opciones anteriores: *logit* de efectos aleatorios para la probabilidad de visita y binomial negativo de efectos aleatorios restringido a la muestra de usuarios de cada uno de los servicios.

En el modelo de probabilidad de visita, la utilización de asistencia sanitaria durante el año anterior a la entrevista se ha formalizado mediante una variable ficticia para cada servicio analizado, igual a la unidad si el sujeto efectuó alguna consulta el año anterior [$UMG(-1)$ y $UME(-1)$]. En los modelos referidos al número de visitas, la utilización previa se ha representado mediante las variables dependientes retardadas $VMG(-1)$ y $VME(-1)$.

La estimación del número condicionado de visitas se ha efectuado con un panel incompleto, de esa forma es posible tener en cuenta tres casos: individuos que requieren de un control periódico y han consultado al médico durante este año y el anterior; pacientes que no precisan de visitas en el momento actual, por haber solucionado sus problemas en el pasado con alguna consulta y, aquellas otras personas que declaran no haber realizado ninguna visita en el período anterior, pero han necesitado asistencia en el momento actual.

Las estimaciones se han efectuado teniendo en cuenta el complejo diseño muestral del PHOGUE, ya que ignorar tal diseño provocará una infraestimación de los errores estándar de los coeficientes que dependerá del tamaño del *cluster* y del grado de correlación *intra-cluster*, tal como afirman Van Doorslaer y Jones (2003). Además, se han aplicado los factores transversales de ponderación y los errores estándar se corresponden con el estimador robusto de White-Huber-sandwich que corrige la heteroscedasticidad.

5. Resultados empíricos

El objeto de este epígrafe es comparar los resultados obtenidos tras la estimación del modelo de utilización estático y otro que tenga en cuenta la utilización de asistencia sanitaria efectuada en el período anterior. Las Tablas 2-3 muestran las elasticidades de las visitas al médico general y al médico especialista, respectivamente, con respecto a cada una de las variables explicativas consideradas, así como una serie de estadísticos que permiten verificar la idoneidad de las estimaciones efectuadas con un panel de datos.

Por lo que respecta a la estimación del número total de visitas al médico general y al especialista y del número condicionado, el ratio de verosimilitud *panel versus pooled* compara los resultados obtenidos mediante el estimador binomial negativo de efectos aleatorios con los de un modelo binomial negativo. En todos los casos se acepta que el estimador panel es significativamente diferente del estimador obtenido con una muestra de corte transversal, coincidiendo con los resultados de Van Ourti (2004) y Clavero y González (2005a) al analizar la utilización de asistencia sanitaria en Bélgica y España, respectivamente.

En cuanto a la probabilidad de efectuar alguna visita al médico, el coeficiente ρ es el criterio para valorar la idoneidad del método de estimación. Dicho parámetro se define como la proporción de la varianza total atribuida al componente de heterogeneidad inobservable σ_v^2 .

$$\rho = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \sigma_e^2} \quad (23)$$

Cuando ρ esté próximo a cero será indicativo de que dicha varianza no es importante y, por tanto, no sería necesario recurrir a la estimación de un modelo *logit* de efectos aleatorios. En este estudio el contraste basado en la razón de verosimilitudes rechaza la hipótesis nula de ρ igual a cero, tanto para el médico general como para el especialista. Al igual que en el caso anterior, esta conclusión confirma que las decisiones sobre utilización de asistencia sanitaria están afectadas por heterogeneidad inobservable que no se puede captar mediante la estimación de un modelo *logit* con una muestra de corte transversal. En general, este coeficiente ha sido propuesto como medida de persistencia y ha sido aplicado por Jones y Rice (2004) al análisis de desigualdades en salud.

Una segunda medida de persistencia está basada en los valores y significación estadística de los coeficientes estimados de la variable dependiente retardada mediante modelos de regresión dinámicos, en este caso, la persistencia vendría dada por la dependencia del pasado. Un valor próximo a cero de la estimación de la elasticidad del uso actual respecto a la utilización en períodos anteriores proporcionaría evidencias de una elevada variabilidad en el comportamiento de unos periodos respecto a otros. Contrariamente, si la estimación es significativa, como en los tres modelos de visitas al médico general y visitas al especialista, significa que las decisiones actuales están determinadas en buena medida por la utilización de servicios sanitarios efectuada en el período anterior.

Tabla 2
ELASTICIDADES VISITAS MÉDICO GENERAL

Variables	Total Visitas		Probabilidad		Nº Condicionado	
	Binomial Negativo Efectos Aleatorios		Logit Efectos Aleatorios		Binomial Negativo Efectos Aleatorios	
	Estático	Dinámico	Estático	Dinámico	Estático	Dinámico
Salud						
Buena	0,04290***	0,04297***	0,01640***	0,01466***	0,01601**	0,01595**
Aceptable	0,07256***	0,07148***	0,02614***	0,02485***	0,04608***	0,04640***
Mala/Muy Mala	0,05061***	0,04884***	0,01872***	0,01778***	0,04087***	0,04151***
Crónico	0,01718***	0,01648***	0,01811***	0,01856***	0,01937***	0,01965***
Agudo	0,00749***	0,00677***	0,00486***	0,00373**	0,00460**	0,00488**
Edad/Sexo						
H2534	0,00055	0,00027	-0,00219	-0,00259	0,00567	0,00574
H3544	0,00630	0,00590	-0,00035	-0,00058	0,00992***	0,01003***
H4554	0,01145***	0,01094***	0,00295	0,00218	0,01061***	0,01073**
H5564	0,04783***	0,04655***	0,01262***	0,01095***	0,04068***	0,04095***
H6574	0,04099***	0,03957***	0,01190***	0,01076***	0,03139***	0,03171**
H75 y más	0,01511***	0,01475***	0,00404***	0,00373***	0,01249***	0,01258***
M1624	0,02707***	0,02627***	0,00710***	0,00651***	0,02042***	0,02060***
M2534	0,03735***	0,03636***	0,01086***	0,00942***	0,02971***	0,02991***
M3544	0,04177***	0,04041***	0,01163***	0,00999***	0,02978***	0,03006***
M4554	0,06259***	0,06063***	0,01719***	0,01513***	0,04709***	0,04753***
M5564	0,07074***	0,06841***	0,01994***	0,01797***	0,05923***	0,05986***
M6574	0,07617***	0,07405***	0,02017***	0,01869***	0,06211***	0,06265***
M75 y más	0,02799***	0,02729***	0,00718***	0,00650***	0,02231***	0,02247***
Log (renta)	0,03050	0,02443	0,02677	-0,01950	-0,21563*	-0,21522*
Nivel educativo						
Sin estudios/Primar.	0,03611***	0,03490***	0,01207***	0,01084***	0,03484***	0,03528**
EGB/ESO	0,04025***	0,03999***	0,00819	0,00791	0,03686***	0,03699***
Diplomados	-0,00192	-0,00184	-0,00137	-0,00120	-0,00051	-0,00052
Licenciados	-0,00419***	-0,00418***	-0,00333***	-0,00289***	-0,00155	-0,00155
Actividad						
Ocupados	-0,03801***	-0,03686***	-0,00267	-0,00312	-0,03296***	-0,03336***
Parados	-0,01619***	-0,01585***	-0,00355*	-0,00396**	-0,01471***	-0,01482***
Región de residencia						
Noreste	0,00672*	0,00662*	0,00448**	0,00412**	-0,00189	-0,00188
Madrid	0,01702***	0,01682***	0,00895***	0,00846***	0,00912***	0,00918***
Centro	-0,00367	-0,00373	0,00167	0,00125	-0,00553	-0,00546
Este	-0,00743	-0,00729	0,00216	0,00244	-0,01550***	-0,01555***
Sur	-0,00116	-0,00122	0,00711*	0,00677*	-0,01061**	-0,01058**
Islas Canarias	0,00401*	0,00406**	0,00254**	0,00241**	0,00127	0,00124
Utilización anterior						
VMG(-1)		0,01274***				-0,00644**
UMG(-1)				0,10747***		
Observaciones	32.748	32.748	32.748	32.748	28.284	28.284
Individuos	5.458	5.458	5.458	5.458	5.351	5.351
<i>Likelihood ratio Panel vs pooled</i>	4.164,63***	2.862,08***			3.503,88***	2.750,99***
σ_v^2			1,30565	0,73541		
ρ			0,28411	0,18269		
<i>Likelihood ratio $\rho=0$</i>			1.751,36***	361,01***		

*Significativo 10%, ** Significativo 5%, *** Significativo 1%.

Categoría de referencia: Hombre de 16-24 años, con estudios completados de Bachillerato, Inactivo, vive en la región Noroeste, declara un muy buen estado de salud y no padecer enfermedades.

Tabla 3
ELASTICIDADES VISITAS MÉDICO ESPECIALISTA

Variables	Total Visitas		Probabilidad		Nº Condicionado	
	Binomial Negativo Efectos Aleatorios		Logit Efectos Aleatorios		Binomial Negativo Efectos Aleatorios	
Salud	Estático	Dinámico	Estático	Dinámico	Estático	Dinámico
Buena	0,02864**	0,02756**	0,00784	0,00690	0,01570*	0,01744**
Aceptable	0,09802***	0,09594***	0,07292***	0,06550***	0,04717***	0,04950***
Mala/Muy Mala	0,09491***	0,09039***	0,06929***	0,06186***	0,07116***	0,07762***
Crónico	0,05570***	0,05489***	0,06098***	0,05626***	0,02904***	0,03092***
Agudo	0,01132***	0,01039***	0,01676***	0,01277***	0,00670**	0,00870***
Edad/Sexo						
H2534	0,02020***	0,01955***	0,02082***	0,01809***	0,01038**	0,01065**
H3544	0,02692***	0,02614***	0,02147***	0,01932***	0,01001**	0,01036**
H4554	0,03631***	0,03474***	0,02735***	0,02330***	0,01284***	0,01342***
H5564	0,09909***	0,09517***	0,06357***	0,05419***	0,04470***	0,04657***
H6574	0,06667***	0,06482***	0,04342***	0,03661***	0,02644***	0,02657***
H75 y más	0,02056***	0,01972***	0,01387***	0,01184***	0,00757***	0,00791***
M1624	0,06089***	0,05913***	0,03968***	0,03431***	0,01602***	0,01647***
M2534	0,12887***	0,12511***	0,08586***	0,07401***	0,04517***	0,04669***
M3544	0,11248***	0,10834***	0,07025***	0,06103***	0,03277***	0,03399***
M4554	0,13907***	0,13356***	0,08539***	0,07378***	0,05063***	0,05261***
M5564	0,11503***	0,10993***	0,07753***	0,06553***	0,04882***	0,05137***
M6574	0,09321***	0,08985***	0,06737***	0,05705***	0,03568***	0,03630***
M75 y más	0,03651***	0,03502***	0,02555***	0,02078***	0,01299***	0,01340***
Log (renta)	1,64266***	1,59661***	1,61048***	1,46984***	0,55895***	0,56493***
Nivel educativo						
Sin estudios/Primar.	-0,02478***	-0,02405***	-0,02903***	-0,02520***	-0,00207	-0,00135
EGB/ESO	-0,05088***	-0,04901***	-0,05802***	-0,04808***	-0,00806	-0,00782
Diplomados	-0,00232	-0,00256*	0,00079	0,00092	-0,00291**	-0,00250*
Licenciados	-0,00008	-0,00014	-0,00067	-0,00018	-0,00181	-0,00166
Actividad						
Ocupados	-0,03600***	-0,03346***	-0,04149***	-0,03593***	-0,00583	-0,00849
Parados	-0,01527***	-0,01492***	-0,01720***	-0,01523***	-0,00344	-0,00371
Región de residencia						
Noreste	0,01749***	0,01671***	0,01879***	0,01526***	-0,00210	-0,00201
Madrid	0,03172***	0,03019***	0,04099***	0,03421***	0,00352	0,00423
Centro	-0,00086	-0,00071	-0,00480	-0,00425	-0,00376	-0,00391
Este	0,05921***	0,05671***	0,05810***	0,04563***	0,00613	0,00680
Sur	0,02532***	0,02494***	0,02277**	0,01818**	-0,00689	-0,00787
Islas Canarias	0,00817***	0,00793***	0,00914***	0,00763***	-0,00037	-0,00046
Utilización anterior						
VME(-1)		0,01244***				-0,04585***
UME(-1)				0,16438***		
Observaciones	32.748	32.748	32.748	32.748	19.942	19.942
Individuos	5.458	5.458	5.458	5.458	4.796	4.796
<i>Log Likelihood</i>						
<i>Panel vs pooled</i>	2.510,12***	1.763,35***			1.654,61***	1.658,53***
σ_v^2			1,14931	0,56332		
ρ			0,25890	0,14620		
<i>Log Likelihood $\rho=0$</i>			1.694,36***	285,81***		

*Significativo 10%, ** Significativo 5%, *** Significativo 1%.

Categoría de referencia: Hombre de 16-24 años, con estudios completados de Bachillerato, Inactivo, vive en la región Noroeste, declara un muy buen estado de salud y no padecer enfermedades.

Un coeficiente positivo supone que los efectos de una variación en cualquiera de las variables explicativas sobre el uso de asistencia sanitaria a largo plazo, se van acumulando hasta completar la reacción total de la variable dependiente. Éste es el resultado obtenido para las elasticidades del número total de visitas al médico general y al especialista respecto a las del periodo anterior (0,013 y 0,012) y de las probabilidades de visita (0,107 y 0,164), siendo en este caso además una de las variables que ejercen mayor influencia sobre la utilización actual. En cambio, un valor negativo indica fluctuaciones cíclicas u oscilaciones en el uso de servicios sanitarios a lo largo del tiempo hasta llegar a una nueva situación de equilibrio, tal como se ha obtenido en las estimaciones del número condicionado de visitas (-0,006 y -0,046).

Otro aspecto a considerar son las consecuencias de la inclusión de variables retardadas en la especificación *logit*. En primer lugar, provoca una reducción en la varianza de la componente permanente del término de perturbación (σ_p^2). En segundo lugar, y como resultado de lo anterior, el coeficiente de correlación ρ disminuye. La consideración de la utilización en periodos anteriores supone que la proporción de la varianza total del error debida a la varianza del componente de heterogeneidad disminuye de un 28,4% a un 18,3% en el modelo de probabilidad de visita al médico general y de un 25,9% a un 14,6% en el modelo de probabilidad de visita al médico especialista. Por tanto, puede afirmarse que parte de la heterogeneidad individual inobservable se puede atribuir a la dependencia de comportamientos pasados, una conclusión similar a la obtenida por Contoyannis, Jones y Rice (2004) en su análisis sobre desigualdades en salud.

Una vez comentada la idoneidad de la especificación y estimación del modelo, procede interpretar la relevancia y el signo de influencia de las variables explicativas consideradas. En general, la inclusión de la utilización en el periodo anterior no afecta a la significación estadística ni al tipo de relación entre la utilización del médico general y del especialista y sus factores explicativos. El efecto más relevante es reducir la magnitud de las elasticidades del número total y de las probabilidades de visitas, y aumentar ligeramente las correspondientes al número condicionado de consultas al médico general y al especialista.

Al analizar la utilización de visitas al médico general, se observa que los indicadores sobre el estado de salud son positivos. Dado que la categoría de referencia son los individuos que declaran un muy buen estado de salud, es lógico que el resto de la población efectúe un mayor número de visitas o que la probabilidad de consultar sea superior. Al igual que aquellos pacientes que declaran una enfermedad crónica o cualquier otra que limite su actividad habitual.

Por lo que respecta a las características demográficas, todas las elasticidades significativas son positivas. En general, la utilización de las mujeres es superior a la de los hombres. En este último grupo, algunas categorías no son significativas y aquéllos con edades comprendidas entre 55-74 años son los que realizan un mayor uso de los servicios sanitarios, aunque mucho menor que las mujeres de entre 45-74 años.

Un resultado interesante, sobre todo si se están analizando desigualdades socioeconómicas entre los individuos que únicamente disponen de asistencia pública, es que la renta sólo resulta significativa al 10% en el número condicionado de visitas.

Con respecto a los restantes indicadores socioeconómicos, el signo de las elasticidades de la utilización del médico general con respecto al grupo de individuos sin estudios o con estudios obligatorios es positivo. Por el contrario, este tipo de asistencia es menos demandado a medida que aumenta el nivel educativo. En cuanto a la situación con respecto a la actividad, la utilización de servicios sanitarios por parte de ocupados o parados es menor que la de los inactivos.

En cuanto a las variables regionales, la probabilidad de visita al médico general en las seis regiones es superior a la de la zona Noroeste, destacando los valores de Madrid y el Sur. En cambio, el número condicionado de visitas en la región Noroeste es mayor, a excepción de Madrid e Islas Canarias.

Tras el análisis de las elasticidades de la utilización de visitas al médico especialista, la principal diferencia entre la probabilidad y el número condicionado de visitas es el número de variables relevantes. En este último caso, únicamente son significativas los indicadores de salud, edad y sexo, la renta y la utilización efectuada en el período anterior. Es decir, el número condicionado de visitas al especialista está determinado en gran parte por la necesidad de asistencia sanitaria. Una necesidad que la establece un profesional sanitario, ya sea el médico general, si se trata de la primera visita, o el médico especialista, si se trata de segundas o sucesivas consultas. Sin embargo, no se debe menospreciar la importancia de la renta, justificada por el hecho de que muchas de esas visitas pueden ser a especialistas privados pagados directamente por el usuario.

Por lo que respecta a la probabilidad de visita, a excepción de buena salud, diplomados, licenciados y región centro, todas las variables consideradas son significativas. En cuanto al número total de visitas, los resultados reflejan este mismo comportamiento. En ambos casos las variables con mayor influencia corresponden a la renta, mujeres de entre 25-64 años e indicadores de salud. Este hecho justifica la decisión de estimar *two-part models*, sobre todo, para la utilización del médico especialista, ya que las conclusiones extraídas del análisis del número total de visitas mediante un único modelo estarían muy condicionadas por la decisión de la primera visita.

En cuanto al tipo de relación entre la utilización de asistencia especializada y el estado de salud y la estructura demográfica, se pueden extraer las mismas conclusiones que para el médico general, mayor probabilidad y número de visitas para los que declaran alguna enfermedad, no valoran su estado de salud como muy bueno, mujeres y algunos grupos de edad avanzada, si bien la magnitud de su influencia sobre la utilización del médico especialista es mayor.

La principal diferencia con respecto a las visitas al médico general está en los indicadores socioeconómicos, a excepción de la situación con respecto a la actividad. En primer lugar, la relevancia de la variable renta para explicar la utilización del médico especialista. Aquellos individuos de rentas más altas tienen más probabilidad de visitar al especialista y además efectúan un mayor número de consultas, tratándose además de las elasticidades de

mayor magnitud. En segundo lugar, la utilización de los individuos sin estudios o con estudios obligatorios completados es menor que la realizada por aquellos con estudios de BUP o FP (categoría de referencia), situación contraria a la comentada para el médico general.

Por lo que respecta a las variables regionales, cinco de las seis incluidas en los modelos de visitas totales y probabilidad son significativas y presentan un signo positivo, es decir, el nivel de utilización es superior al de la región Noroeste.

Del análisis empírico efectuado se concluye que el uso de servicios sanitarios en el pasado es relevante para explicar las decisiones actuales. Por tanto, las hipótesis teóricas planteadas, acerca de la consideración de las expectativas de salud de los individuos y la adopción de hábitos, han sido validadas mediante la especificación de modelos dinámicos de utilización de servicios sanitarios.

Si se admite la interpretación de dicha variable como una aproximación a la necesidad, considerada ésta en un sentido amplio, es decir, teniendo en cuenta efectos psicológicos y de otro tipo, se superaría una de las limitaciones más reseñadas en los trabajos sobre desigualdades (Van Doorslaer y Masseria, 2004), ya que de forma habitual, la necesidad se ha aproximado únicamente mediante indicadores subjetivos como el estado de salud percibido por el individuo, o la declaración de una enfermedad crónica, mental o que limite su actividad diaria. Estas conclusiones afectan a la definición del índice de inequidad, ya que la contribución a la desigualdad socioeconómica de la utilización en períodos anteriores también deberá entenderse como justificada por cuestiones de necesidad.

6. Contribuciones a la desigualdad socioeconómica en la utilización de servicios sanitarios

Con objeto de establecer conclusiones acerca de las causas de la desigualdad, se ha efectuado la descomposición de la misma para comprobar si la consideración de la utilización de servicios sanitarios en el período anterior, además de la necesidad, afecta a la medida de inequidad.

Tal como se expuso en el epígrafe 2, la contribución de cada variable a la desigualdad viene determinada por dos factores: su elasticidad media respecto a la utilización de asistencia sanitaria, y su correspondiente índice de concentración con respecto a la distribución de la renta. Los índices expuestos en la Tabla 4 se han obtenido teniendo en cuenta el complejo diseño muestral del PHOGUE y calculados con la muestra completa (5458 individuos para cada ola).

A lo largo del período analizado, las desigualdades de ciertas variables explicativas con respecto a la renta son significativas y se han mantenido en el tiempo. Se trata de todos los indicadores socioeconómicos, las variables regionales, declarar alguna enfermedad crónica o valorar la salud como mala/muy mala. Además, los valores más destacados corresponden a las variables representativas del nivel educativo y la situación respecto al mercado laboral, cuestiones que están fuertemente correlacionadas con la renta.

Tabla 4
ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

Variables	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Salud						
Buena	0,03076**	0,01099	0,00835	0,01105	0,04010***	0,01505
Aceptable	-0,02831	0,00834	0,00747	-0,00710	-0,02097	-0,03358*
Mala/Muy Mala	-0,06525***	-0,11990***	-0,09823***	-0,12467***	-0,17174***	-0,13700***
Crónico	-0,03934**	-0,01536	-0,03760**	-0,05209***	-0,07142***	-0,05730***
Agudo	-0,08298**	-0,04049	-0,02263	-0,06408**	-0,06302**	-0,06667**
Edad/Sexo						
H2534	0,05140	0,01527	0,01372	0,00152	0,10371***	0,14515***
H3544	0,01047	-0,00506	0,00113	-0,02191	-0,05434	-0,05945*
H4554	-0,05508	-0,01331	-0,03113	0,01278	0,01525	-0,00922
H5564	-0,00462	-0,00643	-0,02801	-0,00763	0,03898	0,07104*
H6574	0,08064**	0,05611*	0,05942**	-0,00961	-0,04736	-0,04810
H75 y más	0,14813***	0,12385**	0,08438**	0,08769**	-0,03006	-0,07139*
M1624	-0,19412***	-0,15578***	-0,10562*	-0,06881	-0,01212	0,13341
M2534	-0,02283	-0,04654	-0,04799	-0,04271	0,00148	-0,02243
M3544	-0,00244	-0,00986	-0,00366	-0,00512	-0,05274*	-0,05265*
M4554	-0,03923	-0,02724	-0,04397	-0,02171	0,02550	0,02364
M5564	0,02735	0,02511	0,01986	0,02553	-0,03160	0,00637
M6574	0,12433***	0,07056**	0,06426**	0,04871*	0,00833	0,00239
M75 y más	0,06812	0,07482*	0,09738**	0,02885	-0,04658	-0,07459**
Log (renta)	0,02487***	0,02665***	0,02473***	0,02360***	0,02340***	0,02312***
Nivel educativo						
Sin estudios/Primar.	-0,15759***	-0,14826***	-0,14951***	-0,18240***	-0,21214***	-0,19284***
EGB/ESO	-0,03770***	-0,04445***	-0,04591***	-0,04149***	-0,03827***	-0,05385***
Diplomados	0,46112***	0,41966***	0,40990***	0,38095***	0,40360***	0,40329***
Licenciados	0,65532***	0,66994***	0,64885***	0,56943***	0,52219***	0,58373***
Actividad						
Ocupados	0,11456***	0,11896***	0,12086***	0,12920***	0,16720***	0,14214***
Parados	-0,26196***	-0,24138***	-0,27293***	-0,31108***	-0,26273***	-0,29132***
Región de residencia						
Noreste	0,22642***	0,17867***	0,16969***	0,21316***	0,14577***	0,12762***
Madrid	0,27129***	0,23877***	0,25419***	0,22136***	0,20458**	0,28163***
Centro	-0,18035***	-0,21562***	-0,22440***	-0,18521***	-0,19370***	-0,14765***
Este	0,20908***	0,23833***	0,19005***	0,19468***	0,16445***	0,16172***
Sur	-0,21977***	-0,20711***	-0,20355***	-0,22129***	-0,19289***	-0,18155***
Islas Canarias	-0,23918***	-0,24696***	-0,23992***	-0,22778***	-0,20696***	-0,21376***
Utilización anterior						
VMG (-1)	-0,04328**	-0,04493**	-0,05886***	-0,04010**	-0,07181***	-0,06595***
VME (-1)	0,04999*	0,10739**	0,03239	0,00529	0,03118	-0,01919
UMG (-1)	-0,01032	-0,00774	0,00548	0,00057	-0,01408*	-0,01785**
UME (-1)	0,02359*	0,03119**	0,03636***	0,03503***	0,03098***	0,03090***

*Significativo 10%, ** Significativo 5%, *** Significativo 1%.

El índice de concentración negativo para aquellos individuos que declaran un mal estado de salud, padezcan algún tipo de enfermedad crónica o que limite su actividad diaria, no posean estudios o únicamente hayan cursado la enseñanza obligatoria, estén parados, sean mujeres de entre 16-24 años, o residan en las regiones Centro, Sur y Canarias, es indicativo de que dichas situaciones son predominantes entre los grupos de renta más bajas, coincidiendo con los resultados de Van Doorslaer, Koolman y Jones (2004). En cambio, poseer estudios universitarios o estar ocupados, o residir en las regiones Noreste, Madrid o Este, es más frecuente entre los grupos de mayor renta.

Las conclusiones sobre los índices de concentración de las visitas previas al médico general [$VMG(-I)$] y al especialista [$VME(-I)$] difieren, ya que se observan diferencias relacionadas con la renta en el número de visitas efectuadas al médico general en el período anterior que favorecen a los de menor renta. Por el contrario, el índice de las visitas al especialista no resulta significativo. Los índices de concentración de las variables ficticias [$UMG(-I)$ y $UME(-I)$] muestran la situación contraria. El correspondiente a la utilización del médico general no ha resultado significativo, excepto en los dos últimos años. En cambio, al analizar las visitas a especialistas se observan diferencias relacionadas con la renta en la utilización efectuada en el período anterior que favorecen a los de mayor renta.

Dado que el análisis de las elasticidades efectuado en el epígrafe anterior mostraba diferencias en la relevancia de ciertas variables a la hora de analizar la utilización mediante un único proceso de decisión o mediante un doble proceso, la descomposición de la desigualdad se ha efectuado únicamente empleando las elasticidades del modelo *logit* y binomial negativo truncado de efectos aleatorios⁶. Al igual que ocurre con las elasticidades, al incluir la utilización del médico general o del médico especialista en períodos anteriores, las contribuciones de las variables explicativas a la desigualdad en la probabilidad de visita o en el número condicionado disminuyen en valor absoluto.

En las Tablas 5-6 se han resumido dichas contribuciones a la desigualdad en la probabilidad y número condicionado de visitas al médico general por categorías de factores, diferenciando las obtenidas con una especificación estática y con otra dinámica. Además, se han incluido los índices de concentración de las dos variables dependientes, junto con los índices de inequidad, con objeto de ver la incidencia de la especificación del modelo sobre las conclusiones.

Tabla 5
ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN E ÍNDICES DE INEQUIDAD
PROBABILIDAD VISITA MÉDICO GENERAL

	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Índice Concentración (CI)	-0,01071	-0,00416	-0,01012	-0,00062	-0,01629*	-0,02723***
Modelo Estático						
CI Necesidad	-0,00012	-0,00031	-0,00033	-0,00220	-0,00569	-0,00605
CI Renta	0,00067	0,00067	0,00063	0,00060	0,00057	0,00058
CI Educación	-0,00502	-0,00474	-0,00503	-0,00508	-0,00528	-0,00559
CI Actividad	0,00062	0,00050	0,00057	0,00041	0,00007	0,00009
CI Región	0,00142	0,00093	0,00096	0,00085	0,00056	0,00122
HI = CI - CI _{Nec}	-0,01059	-0,00385	-0,00979	0,00158	-0,01060	-0,02118
Modelo Dinámico						
CI Necesidad	-0,00018	-0,00031	-0,00033	-0,00212	-0,00546	-0,00574
CI Renta	-0,00049	-0,00049	-0,00046	-0,00044	-0,00042	-0,00042
CI Educación	-0,00446	-0,00420	-0,00445	-0,00451	-0,00468	-0,00496
CI Actividad	0,00068	0,00054	0,00062	0,00044	0,00006	0,00008
CI Región	0,00144	0,00102	0,00102	0,00089	0,00062	0,00123
CI UMG(-I)	-0,00111	-0,00081	0,00061	0,00000	-0,00148	-0,00201
HI = CI - CI _{Nec}	-0,01053	-0,00385	-0,00979	0,00150	-0,01083	-0,02149
HI' = CI - CI _{Nec} - CI _{UMG(-I)}	-0,00942	-0,00304	-0,01040	0,00150	-0,00935	-0,01948

*Significativo 10%, ** Significativo 5%, *** Significativo 1%.

Tabla 6
ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN E ÍNDICES DE INEQUIDAD
NÚMERO CONDICIONADO VISITAS MÉDICO GENERAL

	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Índice Concentración (CI)	-0,04008**	-0,04102**	-0,03551*	-0,04664**	-0,06156***	-0,06500***
Modelo Estático						
CI Necesidad	0,00499	0,00216	0,00039	-0,00138	-0,01075	-0,00918
CI Renta	-0,00528	-0,00478	-0,00482	-0,00507	-0,00518	-0,00450
CI Educación	-0,00712	-0,00593	-0,00693	-0,00861	-0,00972	-0,00823
CI Actividad	0,00010	-0,00027	-0,00005	-0,00121	-0,00370	-0,00285
CI Región	0,00193	0,00139	0,00205	0,00217	0,00257	0,00229
HI = CI - CI _{Nec}	-0,04507	-0,04318	-0,03590	-0,04526	-0,05081	-0,05582
Modelo Dinámico						
CI Necesidad	0,00501	0,00215	0,00037	-0,00143	-0,01092	-0,00929
CI Renta	-0,00527	-0,00477	-0,00481	-0,00506	-0,00517	-0,00449
CI Educación	-0,00720	-0,00598	-0,00700	-0,00871	-0,00982	-0,00833
CI Actividad	0,00008	-0,00028	-0,00007	-0,00124	-0,00375	-0,00290
CI Región	0,00192	0,00140	0,00204	0,00217	0,00255	0,00229
CI VMG(-1)	0,00022	0,00021	0,00041	0,00027	0,00044	0,00030
HI = CI - CI _{Nec}	-0,04509	-0,04317	-0,03588	-0,04521	-0,05064	-0,05571
HI' = CI - CI _{Nec} - CI _{VME(-1)}	-0,04531	-0,04338	-0,03629	-0,04548	-0,05108	-0,05601

*Significativo 10%, ** Significativo 5%, *** Significativo 1%.

Para comenzar con el análisis de la desigualdad, durante el período 1996-99 no se observan diferencias socioeconómicas en la probabilidad de visitar al médico general. Esta tendencia cambia en los últimos años, caracterizada por presentar índices de concentración negativos y significativos (-0,01629) y (-0,02723), lo que significa que los grupos de menor renta tienen una mayor probabilidad de acudir al médico general que los individuos de mayor renta. Esta conclusión también es válida para el número condicionado de visitas, los peor situados económicamente consultarán con mayor frecuencia al médico general, tal como indican los valores de los índices en los seis años analizados [(-0,03551) - (-0,065)] y su significación.

Básicamente, estos resultados coinciden con los obtenidos por Van Doorslaer, Koolman y Jones (2004) y Van Doorslaer y Masseria (2004), que distinguen entre los dos tipos de decisiones, centrados en los años 1996 y 2000, aunque los valores son más pequeños. La justificación de tales resultados puede atribuirse a la desigual distribución de la utilización de este tipo de consultas entre los individuos que tienen derecho a tratamiento médico bajo un sistema de atención sanitaria financiado total o parcialmente por la administración pública y los que disponen adicionalmente de un seguro privado de enfermedad. Generalmente, los individuos que contratan un seguro privado suelen ser los que poseen mayor nivel educativo y poseen más renta, además de acceder preferentemente a un médico especialista (Rodríguez y Stoyanova, 2004). Por lo tanto, cuando se analizan conjuntamente con el resto de la población, es lógico que la desigualdad y la inequidad en la probabilidad de visita al médico general, relacionadas con factores socioeconómicos, sean significativas y favorezcan a los más desfavorecidos. Por el contrario, cuando sólo se consideran los pacientes cubiertos por el sistema público, como en este trabajo, la distribución de la renta puede ser más igualitaria y las diferencias en utilización disminuir o, incluso, desaparecer.

La contribución de la necesidad a la desigualdad en la utilización del médico general viene determinada, tanto por la significación estadística de los índices de concentración de los indicadores de salud y grupos de edad extremos, como por la relevancia de las elasticidades. Dicha contribución es negativa al analizar la probabilidad de visita, y los tres últimos años del número condicionado de visitas, es decir, la desigualdad socioeconómica es menor a la que se produciría si la necesidad estuviese igualmente distribuida o si no tuviese ningún efecto sobre la utilización. En general, tras la comparación de los resultados obtenidos con el planteamiento de un modelo estático y un modelo dinámico se observa una disminución en la contribución de la necesidad en el modelo de probabilidad $[(-0,00012) - (-0,00605)]$ vs $[(-0,00018) - (-0,00574)]$ y un aumento en el modelo del número condicionado de visitas $[(-0,00138) - (-0,01075)]$ vs $[(-0,00143) - (-0,00929)]$.

Por lo que respecta a la renta, no existen grandes cambios a lo largo del período analizado, si bien las contribuciones a la desigualdad en el número condicionado de visitas a favor del grupo de población con menor renta tienen mayor importancia, independientemente de la especificación estática o dinámica $[(-0,0045) - (-0,0053)]$. Debido a que las elasticidades de la probabilidad de visita con respecto a la renta no eran significativas y de distinto signo, su contribución según el modelo estático es positiva, y negativa según el modelo dinámico, aunque de escasa cuantía.

La educación resulta ser la variable más relevante para explicar las desigualdades en la utilización, ya que los individuos sin estudios o estudios primarios son más pobres, pero además hacen un mayor uso de las visitas al médico general, todo lo contrario que los universitarios, lo que resulta en una contribución negativa, es decir, la inequidad a favor de los más pobres es mayor.

La desigualdad explicada por la situación del individuo con respecto a la actividad no es la misma en la probabilidad de visita o en las posteriores consultas. En ambos casos se produce una compensación de las contribuciones a la desigualdad de las variables ocupados y parados, a favor de los más ricos en la decisión de efectuar la consulta, aunque de escasa importancia $(0,00006 - 0,00068)$, o a favor de los más pobres en la frecuencia de visitas $[(-0,00007) - (-0,00375)]$.

Para finalizar, los índices de inequidad (HI) en la probabilidad de visita y en el número condicionado de visitas al médico general, calculados con el modelo estático o el dinámico, son muy similares si se obtienen teniendo en cuenta únicamente como factores de necesidad los indicadores de salud y las variables demográficas. En cambio, cuando además se elimina la contribución de la utilización de períodos anteriores, la inequidad en la probabilidad de visita disminuye, mientras que los índices de inequidad en la frecuencia de las consultas aumentan. En cualquier caso, la conclusión coincide con la obtenida por Van Doorslaer y Masseria (2004), para comparaciones internacionales, en el sentido de que no existe inequidad horizontal en la probabilidad de visitas, ya que los índices de inequidad son menores que los de desigualdad y éstos no eran significativos. En cambio, no se observa una distribución equitativa de las posteriores visitas al médico general según niveles de

renta, motivada por desigualdades en los tres factores socioeconómicos. Tal y como Van Doorslaer, Koolman y Jones (2004) concluyen, la contribución a la desigualdad de las variables renta, educación y actividad es negativa, por lo que aquellos pacientes en peor situación económica harán un mayor uso del médico general que el que les correspondería según su nivel de necesidad.

En las Tablas 7-8 se resumen las contribuciones a la desigualdad en la probabilidad y número condicionado de visitas al médico especialista. Con respecto a los índices de concentración, la situación es ligeramente diferente a la del médico general. Existen desigualdades significativas en la probabilidad de visitar a dicho especialista, beneficiándose de ello los individuos de elevado nivel económico, aunque las diferencias se han ido reduciendo hasta no ser relevantes en el último año. Esta conclusión coincide con las obtenidas por García y López-Nicolás (2004) en su análisis sobre la evolución de la inequidad en el acceso a la asistencia sanitaria en España. La desigualdad con respecto a la renta entre los usuarios de la atención especializada no resulta relevante, si bien se aprecia un cambio de tendencia en los tres últimos años que beneficiaría a los individuos de menor renta. Este mismo resultado, calificado como “desconcertante”, ha sido obtenido por Van Doorslaer y Masseria (2004) para el Reino Unido y España, en contraste con el resto de países de la OCDE.

Tabla 7
ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN E ÍNDICES DE INEQUIDAD
PROBABILIDAD VISITA MÉDICO ESPECIALISTA

	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Índice Concentración (CI)	0,04958***	0,03144**	0,03954***	0,04470***	0,02891**	0,01839
Modelo Estático						
CI Necesidad	-0,00603	-0,00673	-0,00649	-0,01223	-0,01939	-0,01816
CI Renta	0,04006	0,03907	0,03610	0,03720	0,03183	0,03219
CI Educación	0,00669	0,00615	0,00615	0,00743	0,00696	0,00732
CI Actividad	-0,00024	-0,00073	-0,00049	-0,00174	-0,00390	-0,00340
CI Región	0,02121	0,01918	0,01702	0,01751	0,01267	0,01506
HI = CI - CI _{Nec}	0,05561	0,03817	0,04603	0,05693	0,04830	0,03655
Modelo Dinámico						
CI Necesidad	-0,00574	-0,00626	-0,00613	-0,01109	-0,01712	-0,01592
CI Renta	0,03656	0,03566	0,03295	0,03395	0,02905	0,02938
CI Educación	0,00608	0,00559	0,00562	0,00672	0,00630	0,00662
CI Actividad	-0,00013	-0,00056	-0,00035	-0,00144	-0,00334	-0,00290
CI Región	0,01723	0,01551	0,01385	0,01421	0,01032	0,01229
CI UME(-1)	0,00388	0,00451	0,00572	0,00598	0,00423	0,00501
HI = CI - CI _{Nec}	0,05532	0,03770	0,04567	0,05579	0,04603	0,03431
HI' = CI - CI _{Nec} - CI _{UME(-1)}	0,05144	0,03319	0,03995	0,04981	0,04180	0,02930

*Significativo 10%, ** Significativo 5%, *** Significativo 1%.

Al igual que con el médico general, la formulación de modelos dinámicos reduce la magnitud de las contribuciones de la necesidad a la desigualdad en la probabilidad de visita $[(-0,00603) - (-0,01939)]$ vs $[(-0,00574) - (-0,01712)]$ y aumenta la contribución en el número posterior de visitas $[(-0,00441) - (-0,01519)]$ vs $[(-0,00511) - (-0,01636)]$. Del mismo modo, también es negativa, determinada por la significación estadística de los índi-

ces de concentración y de las elasticidades con respecto a los indicadores de salud y características demográficas; sin embargo, debido a la mayor influencia de las variables de salud y características demográficas sobre la probabilidad y número de visitas al médico especialista, las necesidades de los grupos de menor renta son mayores que las estimadas para las visitas al médico general. Por tanto, la desigualdad a favor de los mejor situados económicamente va a ser mayor a la que se produciría si no hubiese diferencias de renta en la distribución del estado de salud o si dicho estado no tuviese ninguna influencia sobre la utilización del médico especialista.

Tabla 8
ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN E ÍNDICES DE INEQUIDAD
NÚMERO CONDICIONADO VISITAS MÉDICO ESPECIALISTA

	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Índice Concentración (CI)	0,06309**	0,01727	0,01339	-0,00974	-0,02355	-0,02437
Modelo Estático						
CI Necesidad	-0,00441	-0,00784	-0,00759	-0,01340	-0,01519	-0,01288
CI Renta	0,01354	0,01475	0,01456	0,01475	0,01406	0,01303
CI Educación	-0,00204	-0,00213	-0,00243	-0,00255	-0,00253	-0,00238
CI Actividad	0,00011	0,00000	0,00000	-0,00020	-0,00074	-0,00062
CI Región	0,00371	0,00400	0,00427	0,00431	0,00394	0,00365
HI = CI - CI _{Nec}	0,06750	0,02511	0,02098	0,00366	-0,00836	-0,01149
Modelo Dinámico						
CI Necesidad	-0,00511	-0,00866	-0,00852	-0,01459	-0,01636	-0,01398
CI Renta	0,01368	0,01491	0,01471	0,01491	0,01421	0,01317
CI Educación	-0,00186	-0,00194	-0,00221	-0,00207	-0,00230	-0,00217
CI Actividad	-0,00015	-0,00031	-0,00038	-0,00061	-0,00126	-0,00107
CI Región	0,00426	0,00458	0,00488	0,00496	0,00450	0,00421
CI VME(-1)	-0,00114	-0,00383	-0,00001	0,00137	-0,00052	0,00187
HI = CI - CI _{Nec}	0,06820	0,02593	0,02191	0,00485	-0,00719	-0,01039
HI' = CI - CI _{Nec} - CI _{VME(-1)}	0,06934	0,02976	0,02192	0,00348	-0,00667	-0,01226

*Significativo 10%, ** Significativo 5%, *** Significativo 1%.

La contribución de la renta a la desigualdad en la probabilidad de visita al especialista y en la frecuencia de las consultas es positiva y la más elevada, (0,03 – 0,04) y (0,013 – 0,015), respectivamente. En este caso, a diferencia de lo señalado para el médico general, también se debe a la significación estadística de la elasticidad, es decir, aumenta la desigualdad en la utilización de las consultas especializadas relacionada con la renta, beneficiando a los grupos de mayor renta, por la propia distribución de la renta y por el mayor uso de las visitas a especialistas de este colectivo.

La educación no contribuye de la misma forma a la desigualdad en la probabilidad de visitas a especialistas y a la desigualdad en el número condicionado. En el primer caso, beneficiaría a los grupos de mayor renta (0,0056 – 0,0074), tanto por una mayor probabilidad de uso como por una desigual distribución de renta, ya que los más educados suelen disponer de mayor renta. En el caso del número condicionado, la desigualdad a favor de los más pobres es debida a su peor distribución de renta y a una menor frecuencia de visitas por parte de los individuos con menor nivel educativo [(-0,00186) – (-0,00253)].

En cuanto a la desigualdad motivada por la situación con respecto a la actividad, se observa el comportamiento contrario al del médico general en cuanto a la probabilidad de visita. Aunque también se produce una compensación de las contribuciones de ocupados y parados a la desigualdad, esta vez pesa más la contribución negativa de los ocupados debido a una menor utilización de esta visita y a una desigual distribución de renta. En cualquier caso, se trata de la componente de menor importancia relativa a la hora de explicar la desigualdad en la probabilidad de visita $[(-0,00013) - (-0,0039)]$ y en el número de consultas $[(-0,00015) - (-0,0013)]$.

El lugar de residencia representa una importante contribución positiva a la desigualdad en la probabilidad de visita al especialista a favor de las regiones más ricas. Las conclusiones de Van Doorslaer y Masseria (2004) confirman este resultado llegando a representar casi el cincuenta por ciento del índice de inequidad.

Por último, la medida de la inequidad (HI) en la utilización de asistencia sanitaria especializada es más sensible a la especificación alternativa de modelos estáticos y dinámicos, sobre todo, en la probabilidad de visita $(0,03655 - 0,05693)$ vs $(0,03431 - 0,05579)$. Si además se considera la utilización en períodos anteriores como factor de necesidad, los índices de inequidad son menores $(0,02930 - 0,05144)$. Por tanto, aunque también se concluye que no existe equidad horizontal en la decisión de acudir al especialista (Van Doorslaer, Koolman y Jones, 2004; Van Doorslaer y Masseria, 2004), dichas diferencias a favor de la población mejor situada económicamente se reducen.

Los índices de inequidad en el número condicionado de visitas muestran dos tendencias, valores positivos en los primeros cuatro años y de mayor cuantía, cuando se plantea el modelo dinámico, y valores negativos en los dos últimos años, de menor importancia cuando se estiman ese tipo de modelos. A pesar de todo, a excepción de 1996, se puede decir que la distribución de la frecuencia de posteriores visitas al especialista es equitativa entre todos los grupos socioeconómicos. Las diferencias en las pautas de utilización vienen determinadas únicamente por la necesidad de asistencia sanitaria, al igual que en otros países como Bélgica (Van Ourti, 2004), Reino Unido e Italia (Van Doorslaer, Koolman y Jones, 2004).

7. Conclusiones

El método de descomposición de la desigualdad está basado en la idea de que las desigualdades en utilización de servicios sanitarios son consecuencia de las desigualdades existentes en los factores determinantes de las mismas. La contribución de cada uno de los factores además viene determinada por dos términos: la elasticidad media de cada variable sobre la utilización de asistencia sanitaria y su correspondiente índice de concentración con respecto a la distribución de la renta.

Para obtener estimaciones más precisas de las elasticidades, en este trabajo se propone como principal novedad especificar modelos de utilización dinámicos. La justificación de in-

cluir la utilización en el período anterior se basa en las hipótesis teóricas de expectativas adaptables y de ajuste parcial. En el primer caso, las expectativas de salud de los individuos se determinan en función de su estado actual y de expectativas pasadas. En el segundo, debido a las rigideces del sistema sanitario y a la adopción de hábitos, una variación en el estado de salud percibido puede afectar al número de consultas durante varios periodos de tiempo y no de forma instantánea.

Otra aportación relevante es la aplicación de métodos de estimación con datos de panel, los cuales atenúan los problemas de heterogeneidad individual inobservable que suelen afectar a las decisiones de consumo de asistencia sanitaria, así como los sesgos provocados por errores de especificación.

En cuanto a los resultados empíricos, todos los contrastes econométricos que comparan estimadores *cross section* y estimadores panel aceptan la idoneidad de este último método. Por otro lado, tras la comparación de las estimaciones estáticas y dinámicas se concluye que el uso de servicios sanitarios en el pasado es relevante para explicar las decisiones actuales. En general, el efecto más relevante de la inclusión de la utilización en el período anterior sobre las restantes variables explicativas es reducir la magnitud de las elasticidades del número total y de la probabilidad de visitas, y aumentar ligeramente las correspondientes al número condicionado de consultas al médico general y al especialista. La confirmación de estas conclusiones representa un aspecto fundamental para llegar a determinar la contribución a la desigualdad de determinados indicadores.

El análisis de la desigualdad se ha efectuado teniendo en cuenta la utilización de asistencia sanitaria como un doble proceso de decisión. De este modo es posible determinar si la organización asistencial del Sistema Nacional de Salud tiene cierta influencia sobre el fenómeno objeto de estudio. Por otro lado, permite identificar si los factores que explican la desigualdad en las visitas iniciales o en las siguientes consultas son o no diferentes.

Por lo que respecta a las visitas al médico general, los índices de concentración muestran como a partir del año 2000, los grupos de menor renta tienen una mayor probabilidad de acudir al médico general que los individuos con mayor poder adquisitivo. Durante los seis años analizados, la desigualdad en el número condicionado de visitas a favor de personas económicamente peor situadas ha ido aumentando. En cuanto a la utilización del médico especialista, se aprecian desigualdades en la probabilidad de visita, beneficiándose de ello los individuos de elevado nivel económico, aunque las diferencias se han ido reduciendo hasta no ser relevantes en el último año. La desigualdad con respecto a la renta en el número condicionado de consultas no resulta relevante, si bien se aprecia un cambio de tendencia en los tres últimos años que beneficiaría a los individuos de menor renta.

En general, las contribuciones de las variables explicativas a la desigualdad en la probabilidad de visita o en el número condicionado disminuyen en valor absoluto, cuando se incluyen la utilización del médico general o del médico especialista en períodos anteriores.

La contribución de la necesidad a la desigualdad en la utilización de dichos profesionales viene determinada, tanto por sus desigualdades con respecto a la renta como por diferencias significativas en su efecto sobre la utilización de servicios sanitarios.

Descartadas las variables de necesidad, las contribuciones de mayor importancia corresponden a variables como la educación o la renta. Se trata de factores que afectan a la propensión del individuo a consumir asistencia sanitaria, pero que no pueden ser influidas directamente por los políticos sanitarios, aunque sí por decisiones que caen dentro del ámbito de la política económica y social. En el caso de la desigualdad en la utilización del médico general, la contribución de la educación es negativa, ya que los individuos sin estudios o estudios primarios son más pobres, pero además hacen un mayor uso de las visitas al médico general. En el caso de la desigualdad en la utilización del médico especialista, la contribución de la renta es positiva y la más elevada, tanto por la propia distribución de la renta como por el mayor uso de las visitas a especialistas de este colectivo.

Con respecto a la utilización en el periodo anterior y su interpretación como *proxy* de necesidad, considerada ésta en un sentido amplio, se superaría una de las limitaciones más reseñadas en la literatura, concretamente, la deficiente medición de la necesidad mediante indicadores subjetivos (estado de salud percibido por el individuo, declaración de una enfermedad crónica, mental o que limite su actividad diaria), ya que suele proporcionar una subestimación de las conductas de utilización pro-ricos y una sobreestimación de conductas pro-pobres. Estas conclusiones, obtenidas por la formulación de modelos dinámicos, afectan a la definición del índice de inequidad, ya que la contribución a la desigualdad socioeconómica de la utilización en periodos anteriores también deberá entenderse como desigualdad justificada por la necesidad de asistencia sanitaria.

Finalmente, las conclusiones acerca de la equidad en la utilización de asistencia sanitaria se resumen en una distribución equitativa en la probabilidad de efectuar visitas al médico general. En cambio, existe inequidad horizontal en el número condicionado de visitas a dicho profesional según niveles de renta, motivada por desigualdades en los tres factores socioeconómicos. Además, al considerar la contribución de la utilización de periodos anteriores, los índices de inequidad en la frecuencia de las consultas aumentan.

Coincidiendo con los resultados de otros trabajos, existe inequidad en la probabilidad de visita al especialista a favor de la población mejor situada económicamente, pero dicha medida es menor cuando se formulan modelos dinámicos y se considera la utilización en periodos anteriores como factor de necesidad. En cambio, los índices de inequidad en el número condicionado de visitas al especialista muestran que la distribución de posteriores visitas es equitativa entre todos los grupos socioeconómicos, es decir, las diferencias en las pautas de utilización vienen determinadas únicamente por la necesidad de asistencia sanitaria.

Notas

1. Este tipo de análisis ya se ha iniciado para el estudio de las desigualdades socioeconómicas en salud, adoptando metodologías sobre la distribución de la renta. Jones y López-Nicolás (2004) muestran que los índices de concentración de la salud respecto a la renta en momentos distintos de tiempo no pueden captar los posibles cambios en el estado de salud y/o en la renta a lo largo de dicho periodo temporal, por ello, proponen obtener índices de concentración para la distribución de la salud media y medidas sobre la movilidad de renta relacionadas con la salud. Entre las aplicaciones de estas medidas habría que mencionar el trabajo de Hernández-Quevedo *et al.* (2006) en el que se efectúa una comparativa a nivel internacional con el PHOGUE.
2. Jones y Rice (2004) proponen, como alternativa al índice de movilidad de Jones y López-Nicolás (2004), la formulación de modelos dinámicos para explicar la persistencia en los niveles de desigualdad en salud relacionada con renta. En esta misma línea, Contoyannis, Jones y Rice (2004a) realizan pruebas de simulación entre un modelo *probit* estático y otro dinámico para explicar la existencia de limitaciones funcionales mediante el *British Household Panel Survey* (1991-1997).
3. Véase Jones (2001) o Clavero y González (2005b) para una revisión de métodos econométricos aplicables al análisis de la utilización de servicios sanitarios.
4. Por razones de conveniencia, sólo se ha considerado una variable explicativa, aunque el razonamiento puede extenderse a un modelo con múltiples variables.
5. Véase <http://www.ine.es/daco/daco42/panelhog/metpaho.pdf>
6. Por razones de espacio no se incluyen las tablas, aunque cualquier lector interesado puede cuantificar la contribución de cada variable explicativa.

Referencias

- Abásolo, I. (1998), "Equidad horizontal en la distribución del gasto público en sanidad por grupos socioeconómicos en Canarias. Un estudio comparado con el conjunto español", *Hacienda Pública Española*, 147 (4): 3-28.
- Arellano, M. (2001), "Discrete choices with panel data", *Investigaciones Económicas*, 27: 423-458.
- Arellano, M. and Honoré, B. (2001), "Panel data models: some recent developments", en J. Heckman and E. Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 5, Amsterdam, Ed. Elsevier Science.
- Cagan, P. (1956), "The monetary dynamics of hyper inflations", en M.A. Friedman (ed.), *Studies in the quantity theory of money*, Chicago, University Press.
- Carrasco, R. (2001), "Modelos de elección discreta para datos de panel y modelos de duración: una revisión de la literatura", *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, 66: 21-49.
- Carro, J. M. (2006), "Estimating dynamic panel data discrete choice models with fixed effects", *Journal of Econometrics*, doi:10.1016/j.jeconom.2006.07.023
- Clavero, A. y González, M. L. (2005a), "La demanda de asistencia sanitaria en España desde la perspectiva de la decisión del paciente", *Estadística Española*, 158: 55-87.
- Clavero A. y González, M. L. (2005b), "Una revisión de modelos econométricos aplicados al análisis de demanda y utilización de servicios sanitarios", *Hacienda Pública*, 173: 129-162.

- Contoyannis, P., Jones, A. and Rice, N. (2004), "Simulation-based inference in dynamic panel probit models: an application to health", *Empirical Economics*, 29:49-77.
- García, P. and López-Nicolás, A. (2004), "The evolution of inequity in the access to health care in Spain: 1987-2001", Working Paper nº 39, Research Centre on Health and Economics (CRES).
- Grossman, M. (1972), *The demand for health: a theoretical and empirical investigation*, New York, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Hernández-Quevedo, C., Jones, A., López-Nicolás A. and Rice, N. (2006), *Socio-economic inequalities in health: a comparative longitudinal analysis using the European Community Household Panel. Social Science and Medicine*, 63 (5): 1246-1261.
- Jones, A. (2001), *Applied econometrics for health economists – A practical guide*, London, Office for Health Economics.
- Jones, A. and López-Nicolás, A. (2004), "Measurement and explanation of socioeconomic inequality in health with longitudinal data", *Health Economics*, 13 (10): 1015-1030.
- Jones, A. and Rice, N. (2004), "Using longitudinal data to investigate socioeconomic inequality in health", en PC. Smith, L. Ginnelly, M. Sculpher (eds.), *Health Policy and Economics: Opportunities and Challenges*, Berkshire, Open University Press.
- Kakwani, N., Wagstaff, A. and Van Doorslaer, E. (1997), "Socio-economic inequalities in health: measurement, computation and statistical inference", *Journal of Econometrics*, 77: 87-103.
- Koyck, L. M. (1954), *Distributed lags and investment analysis*, Amsterdam, Ed. North Holland.
- López-Nicolás, A. (2001), "Seguros sanitarios y Gasto Público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad", Working Paper nº 12/01 Instituto de Estudios Fiscales, Ministerio de Economía y Hacienda, España.
- Nerlove, M. (1956), "Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities", *Journal of Farm Economics*, 38: 496-509.
- Nerlove, M. (1958), *Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities*, Washington, Agricultural Handbook nº 141, US Department of Agriculture.
- Pohlmeier, W. and Ulrich, V. (1995), "An econometric model of the two part decision-making process in the demand for health care", *The Journal of Human Resources*, 30 (2): 339-361.
- Rodríguez, M., Calonge, S. and Reñé, J. (1993), "Equity in the finance delivery of health care in Spain", en Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., Rutten, F., *Equity in the finance and delivery of health care. An international perspective*, Oxford, Oxford University Press.
- Rodríguez, M. and Stoyanova, A. (2004), "The effect of private insurance access on the choice of GP/specialist and public/private provider in Spain", *Health Economics*, 13: 689-703.
- Urbanos, R. (2000), "La prestación de los servicios sanitarios públicos en España: cálculo y análisis de la equidad horizontal interpersonal para el período 1987-1995", *Hacienda Pública Española*, 153: 139-160.
- Van Doorslaer, E., Jones, A. (2003), "Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement", *Journal of Health Economics*, 22: 61-87.

- Van Doorslaer, E., Koolman, X. and Jones, A. (2004), "Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe", *Health Economics*, 13: 602-647.
- Van Doorslaer, E., Koolman, X. and Puffer, F. (2002), "Equity in the use of physician visits in OECD countries: has equal treatment for equal need been achieved?", en OECD. *Measuring up: improving the performance of health system in OECD countries*, Paris: OECD.
- Van Doorslaer, E. and Masseria, C. (2004), "Income-related inequality in use of medical care in 21 OECD countries", OECD Health Working Papers n° 14.
- Van Doorslaer, E., Wagstaff, A. and Bleichrodt, H., *et al.* (1997), "Income-related inequalities in health: some international comparisons", *Journal of Health Economics*, 16: 93-112.
- Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., Van der Burg, H., *et al.* (2000), "Equity in the delivery of health care in Europe and the US", *Journal of Health Economics*, 19: 553-583.
- Van Ourti, T. (2004), "Measuring horizontal inequity in health care using Belgian panel data", *Health Economics*, 13: 705-724.
- Vera, M. (1999), "Duplicate coverage and demand for health care. The case of Catalonia", *Health Economics*, 8: 579-598.
- Wagstaff, A. and Van Doorslaer, E. (2000), "Measuring and testing for inequity in the delivery of health care", *Journal of Human Resources*, XXXV (4): 716-733.
- Wagstaff, A., Van Doorslaer, E. and Paci, P. (1989), "Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons", *Oxford Review of Economic Policy*, 5 (1): 89-112.
- Wagstaff, A., Van Doorslaer, E. and Paci, P. (1991), "On the measurement of horizontal inequity in the delivery of health care", *Journal of Health Economics*, 10: 169-205.
- Wagstaff, A., Van Doorslaer, E. and Watanabe, N. (2003), "On decomposition the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam", *Journal of Econometrics*, 112: 207-223.
- Zweifel, P. (1981), "Supplier-induced demand in a model of physician behavior", en J. Van der Gaag y M. Perlman (eds.), *Health, Economics, and Health Economics*, Amsterdam, Ed.: North Holland.

Abstract

This paper aims to determine the explanatory factors of the income-related inequality in the health care utilisation by decomposition approach. The above method has been executed by a specification that can bear in mind the uncertainty of the patients about their self-assessed health and the habits or rigidities to accommodate their decisions. For this reason, two theoretical hypotheses have been imposed, adaptive expectations and partial adjustment, in order to base the formulation of dynamic models. Using the PHOGUE (1995-2001), the results show evidence of horizontal inequity favouring the poorest in the conditional number of GP visits and pro-rich inequity in the probability of specialist visits. In both cases, the inequity indexes decrease when the use of previous periods is considered.

Key words: concentration indexes, decomposition of inequality, dynamic models, panel data

JEL Classification : D63, I11, C23, C25.

ANEXO

Tabla A.1
PROBABILIDAD Y NÚMERO CONDICIONADO DE VISITAS AL MEDICO
GENERAL SEGÚN TIPO DE COBERTURA

	Probabilidad		Número Condicionado	
	β	β	β	β
Salud	Doble cobertura	Seguro Público	Doble cobertura	Seguro Público
Buena	0,6197***	0,3728***	0,1147*	0,1627***
Aceptable	1,0099***	1,058***	0,4730***	0,5818***
Mala/Muy Mala	0,8538***	1,2503***	0,7107***	0,8356***
Crónico	0,2598	0,2836***	0,2632***	0,3048***
Agudo	0,9612***	0,6058***	0,3056***	0,2555***
Edad/Sexo				
Hombres 25-34 años	-0,2345	-0,0590	0,0234	0,0296
Hombres 35-44 años	-0,2499	0,0305	0,2345	0,0369
Hombres 45-54 años	-0,2526	0,0519	0,0931	0,0810*
Hombres 55-64 años	0,1167	0,3495***	0,2172*	0,2536***
Hombres 65-74 años	0,8319**	0,4651***	0,4386***	0,4290***
Hombres 75 y más	0,7329**	0,7110***	0,5135***	0,4266***
Mujeres 16-24 años	0,3004	0,4891***	0,0980	0,2464***
Mujeres 25-34 años	0,4154	0,3923***	0,2693**	0,3084***
Mujeres 35-44 años	-0,0127	0,3369***	0,3685***	0,2260***
Mujeres 45-54 años	0,1922	0,4379***	0,2452**	0,3214***
Mujeres 55-64 años	0,2774	0,5505***	0,4569***	0,4400***
Mujeres 65-74 años	0,7165**	0,7353***	0,5587***	0,4346***
Mujeres 75 y más	1,0680**	0,6053***	0,4008***	0,4059***
Renta	-0,0734	0,0274	-0,1017***	-0,0355***
Nivel educativo				
Sin estudios/Primarios	-0,1157	0,0112	0,2976***	0,1903***
EGB/ESO	-0,0370	-0,0217	0,1080	0,1020***
Diplomados	-0,0184	-0,1996***	-0,0869	-0,0410
Licenciados	-0,3073**	-0,3507***	-0,2145***	-0,0248
Actividad				
Ocupados	0,1281	-0,2260***	-0,1093	-0,1250***
Parados	0,3160	-0,1987***	-0,0331	-0,0720**
Región de residencia				
Noreste	0,5450***	0,2952***	-0,1637	-0,1410***
Madrid	-0,0481	0,3206***	-0,1633	0,0509*
Centro	-0,1732	0,1319***	-0,2849**	-0,0204
Este	0,0432	0,1011**	-0,2955***	-0,0665***
Sur	0,1741	0,1427***	-0,1299	-0,0154
Islas Canarias	0,5304**	0,2478***	0,0303	-0,0537*
Constante	0,7320	-0,4727	2,4357***	1,3185***

*Significativo 10%, ** Significativo 5%, *** Significativo 1%.

Categoría de referencia: Hombre de 16 a 24 años, que declara muy buen estado de salud, no padecer ninguna enfermedad crónica ni en los últimos 15 días, con estudios de bachillerato o FP, inactivo, residente en la región Noroeste.

Tabla A.2
PROBABILIDAD Y NÚMERO CONDICIONADO DE VISITAS AL MEDICO
ESPECIALISTA SEGÚN TIPO DE COBERTURA

	Probabilidad		Número Condicionado	
	β	β	β	β
Salud	Doble cobertura	Seguro Público	Doble cobertura	Seguro Público
Buena	0,5407***	0,2378***	0,0630	0,1365***
Aceptable	1,1851***	0,9225***	0,5463***	0,4063***
Mala/Muy Mala	1,9424***	1,3250***	0,9080***	0,7067***
Crónico	0,6130***	0,7621***	0,1596**	0,2502***
Agudo	0,7577***	0,5562***	0,3685***	0,2961***
Edad/Sexo				
Hombres 25-34 años	-0,2694	-0,0766	-0,0929	-0,0322
Hombres 35-44 años	-0,3903	0,0912	-0,2094	-0,0045
Hombres 45-54 años	-0,3773	0,1234***	-0,0723	-0,0460
Hombres 55-64 años	-0,2263	0,4950***	-0,2003	-0,0950
Hombres 65-74 años	-0,4839	0,5507***	-0,0591	-0,1657**
Hombres 75 y más	0,0707	0,5224***	-0,0757	-0,1468*
Mujeres 16-24 años	-0,0131	0,5563***	-0,0903	0,1577*
Mujeres 25-34 años	0,5246*	0,8845***	0,2306	0,2486***
Mujeres 35-44 años	0,7639***	0,8696***	0,0040	0,0212
Mujeres 45-54 años	0,5515**	0,9308***	0,0843	-0,0081
Mujeres 55-64 años	0,2907	0,7147***	-0,2967*	-0,0768
Mujeres 65-74 años	0,4318	0,6052***	-0,2464	-0,1676**
Mujeres 75 y más	-0,1972	0,3269***	-0,2091	-0,1698**
Renta	0,2740***	0,2090***	-0,0296	0,0287
Nivel educativo				
Sin estudios/Primarios	-0,8522***	-0,3776	0,0506	0,0015
EGB/ESO	-0,2029**	-0,2055	-0,1125*	-0,0105
Diplomados	0,1997	-0,0215***	-0,1558**	0,1017
Licenciados	-0,1455	0,0539***	-0,0373	0,0233
Actividad				
Ocupados	-0,2455*	-0,1446***	-0,0524	-0,1262***
Parados	-0,1206	-0,1456	-0,1777*	-0,0449
Región de residencia				
Noreste	0,4016**	0,2219***	0,0006	0,0505
Madrid	0,0989	0,4941***	0,1439	0,1095**
Centro	-0,0658	-0,0554***	-0,1224	-0,0130
Este	0,5672***	0,4022***	0,1375	0,1870***
Sur	0,4500**	0,1596***	-0,0348	-0,0162
Islas Canarias	0,6871**	0,3032***	0,1535	0,0030
Constante	-4,6563	-4,3336***	1,4386***	0,3812

*Significativo 10%, ** Significativo 5%, *** Significativo 1%.

Categoría de referencia: Hombre de 16 a 24 años, que declara muy buen estado de salud, no padecer ninguna enfermedad crónica ni en los últimos 15 días, con estudios de bachillerato o FP, inactivo, residente en la región Noroeste.